УДК 338.242 : 658.26 (477.54)

Н.О.КОНДРАТЕНКО, канд. екон. наук
Харківська національна академія міського господарства

СТАТИСТИЧНІ МЕТОДИ ОПТИМІЗАЦІЇ РИЗИКІВ ЗА УМОВИ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ ЕНЕРГОЗБЕРЕЖЕННЯ

Розглядаються проблеми енергозбереження в системах виробництва, які виготовляють важке енергообладнання. Наведені методи дозволяють на етапі експлуатації обирати режими роботи виробництва, які забезпечують мінімально можливі витрати енергії при забезпеченні допустимого рівня ризиків.

Ефективна робота промислового підприємства неможлива без достатньої забезпеченості його виробничими ресурсами. Сьогодні в Україні спостерігається загострення дефіциту паливно-енергетичних ресурсів, підвищення цін на них, погіршення умов енергозабезпечення підприємств.

Загальні позитивні тенденції у промисловості України свідчать, що зростання виробництва саме цих галузей вимагає підвищеного використання вказаних ресурсів. Це відноситься до випуску важких турбін, роторів та інших деталей великих габаритів. Виробничий цикл виготовлення таких деталей складає десятки діб, а доля вартості енергоресурсів у загальній вартості деталі (яка складає 5-20 млн. грн.) складає вагому величину, що досягає 10% [2].

У зв'язку з цим зростає роль енергозбереження. Для окремого підприємства підвищення ефективності використання енергетичних ресурсів забезпечує конкурентні переваги, дозволяє знизити витрати, збільшити обсяги виробництва і його прибутковість [3].

Теоретичною та методологічною основою дослідження стали роботи вітчизняних і закордонних вчених в області керування ресурсозбереженням [1-3].

Мета нашого дослідження – розробити багатофакторну модель оптимізації ризиків за умови забезпечення енергопостачання і побудувати багатофакторну математичну модель появи ризиків енергопостачання.

Необхідні витрати потужності P для забезпечення функціонування об'єкта або підприємства є випадковою величиною. Також випадковою є і величина енергії W, що подається для його забезпечення.

Припустимо, що ймовірність заданої P потужності і потужності, що подається W визначаються законом нормального розподілення:

$$f(P) = \frac{1}{\sigma_p \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(P-\bar{P})^2}{2\sigma_p^2}},$$

$$f(W)=\frac{1}{\sigma_W\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(W-\bar{W})^2}{2\sigma_w^2}},$$

де $\overline{P}$, $\overline{W}$ – середнє значення потужностей; σ_p, σ_w – їх середньоквадратичне відхилення.

Для абсолютної впевненості у можливості безризикової роботи необхідно перевищення середнього значення підведеної потужності над технологічною потужністю P. Величина перевищення визначається умовою

$$W = P + 3\sigma_p + 3\sigma_w.$$

Вартість витраченої енергії пропорційна її витратам і визначається умовою

$$C_W = C_c W, \tag{1}$$

де C_c – вартість одиниці енергії.

Спробуємо зменшити витрати енергії, крива розподілення потужностей при цьому переміститься ліворуч (рис.1).

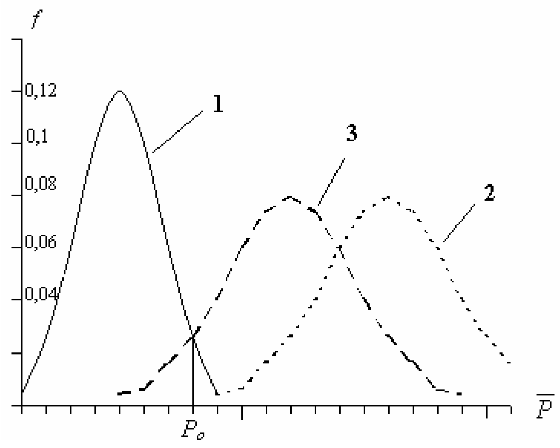

Рис.1 – Розподілення потужностей, що вимагаються і подаються для: 1 – ймовірність заданої для якісного виробництва потужності; 2 – ймовірність потужності, що забезпечує безризикову роботу; 3 – ймовірність потужності, що припускає появу ризиків.

При цьому з’явиться ймовірність появи ризиків недостатньої енергозабезпеченості. Така ймовірність визначається площею фігури, яка є перерізом графіків 1 і 3 на рис.1.

Площу вказаної фігури можна знайти як інтеграл

$$\Pi = \int_{-\infty}^{p_0} f(W)dP + \int_{p_0}^{\infty} f(P)dP,$$

де значення p_0 визначається умовою $f(P) = f(W)$, розв'язання якої дає

$$P_0 = \frac{\bar{P}\sigma_w - \bar{W}\sigma_p}{\bar{W} - \bar{P}} + \sqrt{\left(\frac{P\sigma_w - W\sigma_p}{\sigma_w - \sigma_p}\right)^2 + \frac{P^2\sigma_w}{\sigma_w - \sigma_p} - W^2\sigma_p + \frac{2\sigma_w\sigma_p}{\sigma_w - \sigma_p}\ln\frac{\sigma_w}{\sigma_p}}. \qquad (2)$$

Інтеграл Π можна розписати через функцію похибок Erf (p), яка може бути розкладена у ряд. Тоді вартість втрат від ймовірних ризиків

$$C_\sigma = C_e\{1 + \frac{1}{\sqrt{\pi}}[\frac{p_0 - p}{\sqrt{2}\sigma_p} + \frac{w - w_0}{\sqrt{2}\sigma_w} + \sum_{n=1}^{10}\frac{(p_0 - p)^{2n+1}}{(\sqrt{2}\sigma_p)^{2n+1}(2n+1)n!}\cdot(-1)^n +$$

$$+\sum_{n=1}^{10}\frac{(w - w_0)^{2n+1}}{(\sqrt{2}\sigma_w)^{2n+1}(2n+1)n!}\cdot(-1)^n]\}. \qquad (3)$$

При значенні W, обчисленому за відповідною формулою, значення C_σ близьке до нуля.

Будемо зменшувати значення W, визначаючи значення p_0 за формулою (2), а вартість ризиків за формулою (3), вартість витраченої енергії за формулою (1). У результаті одержано залежності вартості ризикових витрат від потужності, графіки яких подано на рис.2.

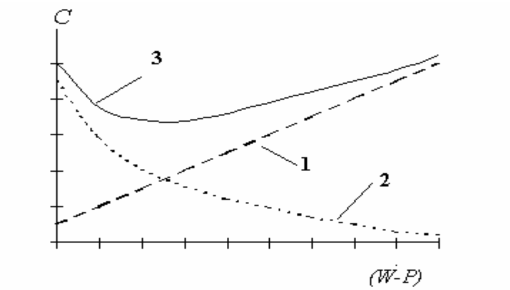

Рис.2 – Визначення оптимальної потужності, приведеної до одиниці продукції:
1 – вартість енергії; 2 – вартість, повязана з виникненням ризиків;
3 – сумарна вартість витрат.

Сумарні витрати $C_\Sigma = C_\sigma + C_p$ мають яскраво виражений мінімум, який визначає оптимальне значення встановленої потужності, яка визначає мінімальні витрати при забезпеченні виробництва.

Ефективність роботи може бути підвищена за рахунок декількох енергоносіїв (електроенергія, теплоносії, газ та ін). У цьому разі матиме місце багатофакторна система, коли ефективність продукції залежить від декількох параметрів. Розглянемо приклад двох взаємозалежних параметрів, що вимагаються [1].

Нормальний закон розподілення для двох випадкових величин має густину виду

$$f(t,w)=\frac{1}{2\pi\sigma_t\sigma_w\sqrt{1-r^2}}e^{-\frac{1}{2\left(1-r^2\right)}\left[\frac{(P_t-m_t)^2}{\sigma_t^2}-\frac{2r(P_t-m_t)(P_w-m_w)}{\sigma_t\sigma_w}+\frac{(P_w-m_w)^2}{\sigma_w^2}\right]},$$

де t – витрати одного енергоносія; w – витрати другого енергоносія; P_t – потужність, пов'язана з підтримкою одного енергоносія на заданому рівні; P_w – потужність, пов'язана з підтримкою другого енергоносія на заданому рівні; m_t – середнє значення потужності, що пов'язана з підтримкою одного енергоносія на заданому рівні; m_w – середнє значення потужності, пов'язаної з підтримкою іншого енергоносія на заданому рівні; σ_t – середньоквадратичне відхилення потужності, що пов'язано з підтримкою першого енергоносія на заданому рівні; σ_w – середньоквадратичне відхилення потужності, пов'язане з підтримкою другого енергоносія на заданому рівні; r – коефіцієнт кореляції потужностей, пов'язаних з підтримкою двох енергоносіїв на заданому рівні.

Розподілення потужності, що вимагається для виробництва, як і раніше, будемо також вважати імовірною величиною. Спочатку вважаємо, що вона є одномірною величиною, оскільки різні види енергоносіїв приведемо до похідної. Тоді розподілення потужностей, що вимагаються, буде мати вигляд:

$$f(p)=\frac{1}{\sigma_p\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(p-\overline{p})^2}{2\sigma_p^2}}.$$

Тоді умова безризикового виробництва для двофакторного розподілення зовнішніх параметрів матиме вигляд:

$$f(p)\le f(t,w). \tag{4}$$

Як зазначалось, енергію, що витрачається на виробництво, можна знижувати шляхом пом'якшення вимог до витрат різних енергоносіїв. У цьому разі умова (4) буде виконуватись не завжди, оскільки функції густин заданої потужності і потужності, що відводиться, перетинаються (рис.3).

Імовірність появи ризиків у цьому разі буде визначатися об'ємом фігури, яка є перетинанням фігури густин потужностей, що вимагаються, і густин потужностей, що подаються.

$$П = f(p) \cap f(t,w).$$

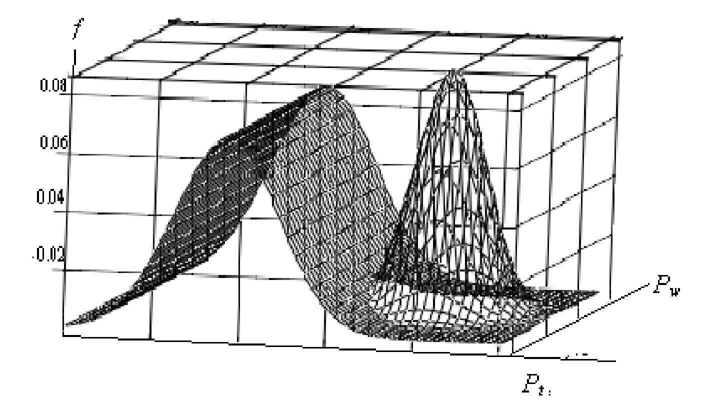

Рис.3 – Визначення оптимальної потужності у випадку двомірного розподілення потужності, що подається

Вказаний об'єм традиційно може бути визначений як інтеграл

$$П = \iint f(p)dp_1dp_2 + \iint f(t,w)dp_wdp_t \; . \tag{5}$$

Межі інтегрування визначаються умовою перетинання двох густин. У результаті одержується залежність $p_x = f(p_y)$, де p_x – значення потужності, яке визначається першим енергоносієм, p_y – потужність, яка визначається другим енергоносієм. Залежність цих двох величин можна знайти з умови рівності густин заданої і реальної енергії, що подається

$$\frac{1}{\sqrt{1-r^2}}\left[\frac{\left(p_x - m_t\right)^2}{\sigma_t^2} - \frac{2r\left(p_x - m_t\right)\left(p_y - m_w\right)}{\sigma_t\sigma_w} + \frac{\left(p_y - m_w\right)^2}{\sigma_w^2}\right] - \frac{\left(p_x + p_y - \bar{p}\right)^2}{\sigma_p^2} =$$

$$= 2\ln\frac{\sigma_p}{\sigma_t\sigma_w\sqrt{2\pi\left(1-r^2\right)}} . \tag{6}$$

Таким чином, процент ризиків можна знайти як подвійний інтеграл (5), у якому границі інтегрування визначаються залежністю (6). Економія енергії при цьому визначається умовами зниження енерговитрат.

Досі потрібні енерговитрати визначалися як деяка інтегральна однофакторна величина. Дійсно вони є функцією деяких параметрів, які визначаються властивостями виробництва. На нашу думку, потрібна величина потужності, яку необхідно подати, залежить від двох параметрів.

Густина імовірностей для потужності, яка визначається двома енергоносіями буде визначатися двомірною функцією

$$f(\delta,\lambda)=\frac{1}{2\pi\sigma_\delta\sigma_\lambda\sqrt{1-r^2}}e^{-\frac{1}{2\left(1-r^2\right)}\left[\frac{(P_\delta-m_\delta)^2}{\sigma_\delta^2}-\frac{2r(P_\delta-m_\delta)(P_\lambda-m_\lambda)}{\sigma_\delta\sigma_\lambda}+\frac{(P_\lambda-m_\lambda)^2}{\sigma_\lambda^2}\right]}. \quad (7)$$

Якщо потужність, яка подається, також визначається двома параметрами, тоді сумарна картина розподілення потужностей матиме вигляд, наведений на рис.4.

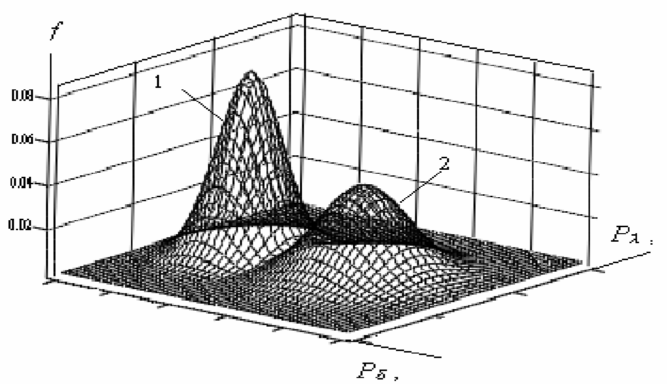

Рис.4 – Визначення оптимальної потужності у випадку двомірного розподілення потужності, що вимагається (1) і подається (2)

Вірогідність появи ризиків у цьому разі буде визначатися об'ємом фігури, яка є перетинанням фігур ймовірностей потужності, що вимагається і що реально подається. Розрахувати цей процент можна також, як і раніше, за допомогою подвійного інтеграла. Границі інтеграла визначаються шляхом сумісного рішення рівнянь, які визначають розподілення відповідних ймовірностей.

У загальному випадку на потужності впливає багато параметрів. Для n параметрів впливу розподілення випадкової величини потужності буде визначатися формулою

$$\varphi(x_1,x_2,..,x_n)=\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n\det\left[\lambda_{jk}\right]}}\exp\left[-\frac{1}{2}\sum_{j=1}^{n}\sum_{k=}^{n}\Lambda_{jk}\left(x_j-m_j\right)\left(x_k-m_k\right)\right], \quad (8)$$

де $\lambda_{jk}=\lambda_{kj},\left[\Lambda_{jk}\right]=\left[\lambda_{jk}\right]^{-1},\left[\lambda_{jk}\right]$ – матриця моментів.

Математичне очікування для n_1 експериментів визначається як $m_j=\dfrac{1}{n_1}\sum_{i=1}^{n_1}x_{ji}$. Матриця моментів складається з дисперсій і коефіцієнтів кореляції

$$\lambda_{jj}=\frac{1}{n_1}\sum\left(x_j-m_j\right)^2=\sigma_j^2,\lambda_{jk}=\frac{1}{n_1}\sum\left(x_j-m_j\right)\left(x_k-m_k\right)=\operatorname{cov}\left\{x_j,x_k\right\}. \quad (9)$$

Тоді ймовірність появи ризиків

$$\Pi=\int\int..\int\varphi(x_1,x_2,..,x_n)dx_1dx_2..dx_n+\iint f(w,t)dp_wdp_t\,. \quad (10)$$

Найбільш складним у випадку врахування багатьох факторів є визначення границь інтегрування з умови рівності реальної потужності та потужності, що вимагається. Тому багатофакторні методи хоч і перспективні, але вимагають додаткових досліджень.

Таким чином, виконано формальну постановку задачі енергозбереження в системах виробництва як задачі пошуку спільної імовірності безризикового виробництва та ймовірності необхідних при цьому енерговитрат.

Наведені методи дозволяють на етапі експлуатації обирати режими роботи виробництва, які забезпечують мінімально можливі витрати енергії при забезпеченні припустимого рівня ризиків. На нашу думку, вони також можуть мати більш широке використання у різних галузях промисловості.

1.Егоров И.П., Кретинин Г.В., Матусов И.Б. Многокритериальная оптимизация сложных технологических систем от проектирования до управления // Проблемы машиностроения и надежность машин. – 1998. – №2. – С.16-29.

2.Левин Ю.П. Экономия топлива и электроэнергии в машиностроении // Вестник машиностроения. – 1998. – №1. – С.50-51.

3.Шидловский А.К., Федоренко Г.М. Энергоэффективность топливно-энергетического комплекса Украины – достижения, проблемы, перспективы // Технічна електродинаміка. Спец. випуск. – 1998. – №2, Т.2. – С.41-44.

Отримано 14.01.2008

УДК 332.14 : 332.025

З.В.ГОНЧАРОВА
Харківська національна академія міського господарства

МЕТОДИ РЕГІОНАЛЬНОГО МЕНЕДЖМЕНТУ В УПРАВЛІННІ ЖИТЛОВО-КОМУНАЛЬНИМ ГОСПОДАРСТВОМ

Розглядаються методи управління житлово-комунальним господарством, які пере-